

# 非金融企业影子银行化的风险承担效应： 内在机制与经验证据

吴安兵， 龚星宇， 陈创练， 黄 寰

**[摘要]** 本文构建了一个包含异质性企业从事影子银行活动的分析框架，以此为基础，利用2006—2020年中国非金融上市公司数据，实证检验非金融企业影子银行化的风险承担效应及其影响机制。研究结果表明，非金融企业开展影子银行业务会显著提高其风险承担水平，这一结论在利用“资管新规”政策构建工具变量回归等一系列检验后仍然成立。异质性分析显示，相较于信用链条类影子银行，信用中介类影子银行对企业风险承担水平的提升效应在非国有企业、高融资约束企业和市场化程度较低地区的企业更强。机制检验表明，信用中介类影子银行和信用链条类影子银行分别通过会计账户关联机制和金融风险传染机制影响企业风险承担水平。进一步分析发现，中央银行实施扩张性货币政策会削弱非金融企业影子银行化的风险承担效应，且价格型货币政策更有利于缓解信用中介类影子银行的风险承担效应，数量型货币政策则有利于缓解信用链条类影子银行的风险承担效应。本文为中央银行合理运用货币政策工具以应对非金融企业影子银行化带来的风险提供了政策启示。

**[关键词]** 影子银行； 企业风险承担； 会计账户关联； 金融风险传染； 货币政策冲击

**[中图分类号]**F272 **[文献标识码]**A **[文章编号]**1006-480X(2023)04-0174-19

## 一、引言

2008年全球金融危机后，众多中小企业面临着较为严重的信贷约束，影子银行由于审批速度快、贷款门槛低、手续简便等特点在信贷市场上兴起，迅速成为中小企业融资的关键渠道，弥补了银行正规贷款的不足。随着资金供给与需求同时增长，影子银行规模开始快速扩张。依据中国人民银行公布的社会融资数据，即使按最窄口径将影子银行定义为委托贷款、信托贷款及部分银行理财、同业特定目的机构(Special Purpose Vehicle)投资之和，2008—2020年中国非金融上市公司影子

**[收稿日期]** 2022-01-28

**[基金项目]** 国家社会科学基金重大项目“防范化解经济金融领域风险的宏观调控治理体系研究”(批准号22ZDA050)。

**[作者简介]** 吴安兵，暨南大学经济学院与广发银行联合培养博士后，经济学博士；龚星宇，西南财经大学经济学院博士研究生；陈创练，暨南大学经济学院教授，博士生导师，经济学博士；黄寰，成都理工大学商学院教授，博士生导师，经济学博士。通讯作者：黄寰，电子邮箱：huan77@126.com。感谢匿名评审专家和编辑部的宝贵意见，文责自负。

银行规模也增长近29倍,如此迅速扩张的影子银行规模与实体经济现状极不相称。党的二十大报告提出,深化金融体制改革,建设现代中央银行制度,加强和完善现代金融监管,强化金融稳定保障体系,依法将各类金融活动全部纳入监管,守住不发生系统性风险底线。而影子银行业务具有跨市场、跨金融机构、跨资产种类的交叉运行特征,大大增加了不同市场和机构之间金融风险的传染性,因此,重视影子银行业务带来的风险问题显得十分迫切。一方面,一定时期内企业的融资规模相对固定,具有融资优势地位的非金融企业会将大量的资金以委托贷款或信托贷款的形式开展信用中介类影子银行活动,从而对实体主业产生挤出效应,即通过“虹吸效应”诱发实体经济下滑的风险;另一方面,企业以金融市场参与者的身份,通过结构性存贷款、券商理财业务、信托基金等“类金融产品”开展信用链条类的影子银行活动,但由于缺乏有效监管,容易受到宏观经济不确定性的影响,即通过“扩散效应”将局部风险传染至各个实体企业,甚至与之相关联的金融中介。毋庸置疑,企业影子银行化是造成金融与实体经济“脱节”的重要诱因,那么,非金融企业开展不同的影子银行活动对自身风险的影响机制和效果存在怎样的差异性?在融资约束显著不同的国有企业和民营企业中开展影子银行活动的风险传导效应有何区别?企业开展影子银行活动的风险承担效应是否会受到地区差异性影响?货币政策冲击是否会显著影响非金融企业影子银行化的风险承担效应?厘清上述问题不仅有助于深入理解非金融企业开展影子银行活动的动机与后果,而且为中央银行合理地制定相关政策防范系统性金融风险、保障金融安全、引导金融回归实体经济,更好地服务经济转型发展提供经验参考。

近年来,学术界关于影子银行化的国内外研究文献不断涌现。关于非金融企业开展影子银行业务的动机,现有文献主要归结为预防动机和套利动机两个方面。一方面,企业利用融资优势地位开展短期影子银行业务,并通过收益弥补部分主营业务损失,或通过流动性平滑固定资产、研发投入等波动,使企业在波动的经济环境中具有更强的抗风险能力,此时企业开展影子银行业务主要表现为预防性的经营行为(Gennaioli et al., 2013; Lu et al., 2015; Zhu, 2021; 周上尧和王胜, 2021);另一方面,企业如果以牺牲实体主营业务经营规模与潜力为代价,将大量资金直接投入到高风险、高收益、流动性差的项目中,谋求高于实体业务的资金回报率,则企业开展的影子银行活动表现为套利动机(Chen et al., 2018; Cong et al., 2019; 韩珣和李建军, 2021)。事实上,在当前中国经济发展背景以及金融收益率与实体经济回报率差距逐渐扩大的情形下,现有文献认为企业影子银行化更多地表现为套利动机(Allen et al., 2019; 司登奎等, 2021),且随着影子银行业务愈发复杂化,资产结构多层嵌套、交叉运行,信贷资产的不透明度不断增大,市场经济风险持续增加,资源配置效率不断降低(Chang et al., 2019)。

关于影子银行与风险承担效应之间关系的研究,现有文献主要集中于影子银行系统充当金融中介及其对金融市场风险的整体作用(Nelson et al., 2018; 周上尧和王胜, 2021),鲜有学者从非金融企业部门的借贷行为出发,研究影子银行化对企业风险承担的影响。不同于一般金融资产的借贷行为,非金融企业影子银行将其内含的高杠杆、信息不对称、高收益等特征,与非金融企业日常经营行为乃至实体经济进行更加紧密、复杂地联结,强化了风险传染行为,对企业的现金流和财务盈利状况产生不利影响,进而增加其经营风险(张成思和郑宁, 2018; 龚关等, 2021)。目前,已有部分文献开始关注非金融企业影子银行化对企业行为的重要影响,研究发现其通过影响企业金融投资行为(张成思和郑宁, 2018)、企业经营风险(司登奎等, 2021)以及企业社会责任(韩珣和李建军, 2021)对企业风险承担产生影响。然而,从企业异质性影子银行化的角度,深入考察宏观货币政策冲击对企业影子银行化的风险承担效应的研究还存在不足。

总体而言,现有文献关于企业影子银行业务对风险承担水平的研究,主要从影子银行业务整体规模出发,忽略了企业参与影子银行业务具体形式之间的异质性。另外,鲜有学者从理论演绎和实证检验相结合的视角探讨货币政策、影子银行化与企业风险承担之间的内在关系。本文的边际贡献主要体现在以下三点:①较为准确地识别了非金融企业影子银行化影响企业风险承担水平的因果效应,通过“资管新规”外生冲击构建的自然实验,为解决非金融企业影子银行化的内生性问题提供了有益参考;②深入剖析异质性影子银行活动影响企业风险承担水平的内在逻辑,提供了会计账户关联机制和金融风险传染机制两个方面的实证检验,丰富了异质性影子银行活动如何影响企业风险承担水平的经验证据;③从微观视角进一步对比分析数量型和价格型货币政策外生冲击对非金融企业影子银行化风险承担效应的影响,检验扩张性货币政策是否会削弱非金融企业影子银行化的风险后果。研究结果表明,扩张性价格型货币政策更有利于缓解信用中介类影子银行的风险承担效应,扩张性数量型货币政策则有利于缓解信用链条类影子银行的风险承担效应。这些发现为中央银行合理地制定货币政策以防范化解影子银行产生的风险、促进金融重新回归实体经济提供了一定的参考。

余文内容安排如下:第二部分为理论分析与研究假说;第三部分为研究设计、变量选取及数据来源说明;第四部分为实证结果分析,检验非金融企业影子银行化的风险承担效应;第五部分进一步探讨外生货币政策冲击对影子银行风险承担效应的影响;第六部分为结论与政策启示。

## 二、理论分析和研究假说

本文从中国广泛存在的企业二元结构基本特征事实出发,借鉴刘珺等(2014)的模型,考虑到国有企业可以凭借自身优势,以较低成本获取资金,而民营企业不具备这种条件,本文将影子银行信贷再分配活动与国有企业、民营企业风险特征结合起来,从而刻画出企业开展影子银行活动与风险的关联及传导的可能性,为实证检验非金融企业影子银行化的风险承担效应以及从所有制特征、融资约束特征、地区特征等视角展开异质性分析奠定基础。

借鉴刘珺等(2014)的模型,假设市场上具有融资优势  $s$  和融资劣势  $p$  两个代表性企业,选择边际资本规模不变的  $AK$  模型作为其生产函数,即  $y_i = A_i k_i, (i = s, p)$ , 其中,  $A_i$  为产出效率,  $k_i$  为资本投入,假设企业初始资本为零,资本投入全部来自银行借贷,假定其总可借出资本为  $\bar{k} = k_s + k_p$ 。融资劣势企业需要将比例为  $m$  的融资抵押给银行,企业的借款成本由两部分组成:第一部分是社会融资成本  $r k_i$ ,第二部分是企业的融资成本,其差异由企业借贷难易程度决定,假设融资成本随借入资金量边际递增。定义  $\theta_i$  为融资的困难程度,且  $\theta_p > \theta_s$ ,不失一般性,令  $c_i = 1/2 \theta_i k_i^2$ 。在没有企业参与影子银行活动时,利润最大化问题为:

$$\max_{k_i} \pi_i = A_i k_i - r k_i - \frac{1}{2} \theta_i k_i^2 \quad (1)$$

对  $k_i$  求取最优一阶条件,  $k_i = (A_i - r) / \theta_i$ ,  $k_i$  为能使企业  $i$  仅进行生产活动时需要的资本借贷量,通过对所有企业的资本加总求和,可得  $\sum k_i = \sum (A_i - r) / \theta_i$ 。

(1) 融资优势企业。假设融资优势企业  $s$  为风险中性企业,且由于其独特的地位,不会有违约行为,生产函数为  $y_s = A_s k_s$ , 融资成本为  $C_s = r k_s + 1/2 \theta_s k_s^2$ , 其中,  $r$  为一般利率。假定具有融资优势的企业参与影子银行业务所占的比例为  $\delta, 0 < \delta < 1$ , 其收益为  $r^*, r^* > r$ , 则其利润最大化问题为:

$$\max_{k_s} \pi_s = A_s(1 - \delta)k_s + (1 - R(e))r^* \delta k_s - rk_s - \frac{1}{2} \theta_s k_s^2 \quad (2)$$

其中,  $e$  为融资劣势企业面临的风险,  $R(e)$  为其违约的概率, 企业风险越大, 则违约概率越高, 假设融资优势企业的风险仅来源于影子银行业务借方企业的偿还风险, 则求解融资优势企业的利润最大化问题可得:

$$k_s = \frac{A_s(1 - \delta) + (1 - R(e))r^* \delta - r}{\theta_s} \quad (3)$$

由此可见, 当影子利率  $r^*$  越高, 融资优势企业越有动机向银行借入更多资金, 提高开展影子银行业务的比例, 进而挤占了对融资劣势企业的融资额度, 使得融资劣势企业更难以获得融资。

(2) 融资劣势企业。融资劣势企业  $p$  的生产函数为  $y_p = A_p k_p$ , 其融资来自银行的低利率资金和具有融资优势企业的影子银行业务, 融资成本为  $C_p = rk_p + 1/2 \theta_p k_p^2 + r^* \delta (\bar{k} - k_p)$ , 假设融资劣势企业面临的风险为  $e$ , 且需要抵押  $m$  比例的融资额度, 因此, 其利润最大化问题可表示为:

$$\max_{k_p} \pi_p = A_p(1 - e)[(1 - m)k_p + \delta k_s] - (1 - em)rk_p - \frac{1}{2} \theta_p k_p^2 - r^* \delta (\bar{k} - k_p) \quad (4)$$

其中,  $[(1 - m)k_p + \delta k_s]$  为融资劣势企业去除抵押后的资本  $(1 - m)k_p$  加上来自融资优势企业的影子银行资本  $\delta k_s$ , 并受到一定的风险冲击形成生产有效资本  $R_p = (1 - e)[(1 - m)k_p + \delta k_s]$ , 而  $C'_p = [(1 - em)rk_p + \frac{1}{2} \theta_p k_p^2 + r^* \delta (\bar{k} - k_p)]$ , 表示融资劣势企业去掉受风险冲击后抵押资本之外的社会融资成本、企业融资成本以及影子银行资金使用成本之和, 因此, 对式(4)  $k_p$  求一阶条件可得:

$$k_p = \frac{A_p(1 - e)(1 - m) - (1 - em)r + r^* \delta}{\theta_p} \quad (5)$$

一方面, 将融资劣势企业的资本  $k_p$  对风险  $e$  求取一阶偏导得:

$$\frac{\partial k_p}{\partial e} = \frac{-A_p(1 - m) + mr}{\theta_p} \quad (6)$$

对融资劣势企业而言, 随着其风险承担水平的提升, 通过银行渠道的融资资本量降低, 即  $\frac{\partial k_p}{\partial e} < 0$ , 可得:

$$A_p(1 - m) - mr > 0 \quad (7)$$

另一方面, 对式(5)进行变换可得:

$$e = 1 + \frac{(m - 1)r - \theta_p k_p + r^* \delta}{A_p(1 - m) - mr} \quad (8)$$

然后, 基于式(8)将风险承担水平  $e$  对影子银行资金占比  $\delta$  求偏微分可得:

$$\frac{\partial e}{\partial \delta} = \frac{r^*}{A_p(1 - m) - mr} > 0 \quad (9)$$

式(9)反映了企业影子银行的风险承担效应, 当  $\delta$  增大时, 意味着融资优势企业增加影子银行业务, 必然会挤出融资劣势企业从银行获得的正常贷款, 从而迫使其向开展灵活快捷、审核较为宽松、成本更高相关贷款业务的融资优势企业借入影子银行资金, 企业面临的经营风险  $e$  会加剧。且随着融资劣势企业违约率增加, 开展影子银行活动的贷方企业(融资优势企业)风险也会增加, 即通过产生“反噬”效应加剧融资优势企业的风险承担效应, 因此, 本文提出:

假说1: 企业开展影子银行活动提高了企业的风险承担水平。

根据式(9)可知, 影子银行利率  $r^*$  越高,  $\partial e / \partial \delta$  的值越大。非金融企业从事影子银行业务根据业

务模式可分为信用中介类影子银行和信用链条类影子银行,信用中介类影子银行作为资金的直接融出方和信用创造的主体,通过委托代理、股权创新和民间借贷的方式为中小企业筹资,由于这些影子银行直接与高风险中小企业产生联系,中小企业一旦不能按时偿还其贷款而出现违约事件,就会通过会计账户关联机制传递至贷款企业,使其直接面临大量呆账、坏账损失,进而增加企业发生流动性危机和财务危机的可能性,因此,这种与高风险中小企业联系更加紧密的直接参与方式,使得信用中介类影子银行利率 $r^*$ 相对较高。而通过购买信托产品、银行理财产品及互联网理财等“类金融产品”方式间接开展的信用链条类影子银行活动,其自身“类金融产品”收益率与金融市场风险联动性较强,与高风险中小企业的关联性较弱,且这类企业通常更加保守,往往将影子银行活动作为一种企业资金的管理方式,因而对应的影子银行利率 $r^*$ 相对较低,对企业风险承担的提升效应相对较弱,因此,本文提出:

假说2:相比于间接的信用链条类影子银行,信用中介类影子银行对企业风险承担的提升效应更强,且主要通过短期偿债能力等会计账户关联机制提升企业风险承担水平,信用链条类影子银行活动主要通过金融市场波动等金融风险传染机制提升企业风险承担水平。

与国有企业相比,非国有企业由于资产规模相对较小、缺乏抵押品或者政策导向等原因,融资难度较大(本文的前提假定 $\theta_p > \theta_s$ ),当为了追求更高的收益而开展影子银行活动,如将部分资金以高利息借给其他融资劣势企业时,由于自身向银行融资的难度比国有企业更大,其受贷方企业会计账户的影响也更大,即开展信用中介类影子银行所承担的风险比国有企业更大;如果非国有企业通过购买银行理财产品、券商理财、信托产品或结构性存款等“类金融产品”开展信用链条类影子银行活动,那么相比国有企业,由于其自身金融脆弱性较强,更容易受到金融市场波动的影响,因此,本文提出:

假说3:非国有企业从事影子银行活动所带来的风险承担水平高于国有企业。

相比融资约束程度较轻的企业而言,一方面,融资约束程度较重的企业为追求高收益而冒高风险开展信用中介类影子银行业务,其受借方企业偿债能力的影响更大,抵御外部冲击的能力较弱,如果借入方企业无法按时偿还,借出方企业可能因为融资约束较重而无法向银行贷款,从而不能够及时“补血”,导致其风险急剧上升;另一方面,融资约束较重的企业如果开展信用链条类影子银行业务,如购买银行理财产品、信托产品等“类金融产品”,由于其抵御金融市场风险波动的能力相对较弱,更易发生期限错配,增加自身脆弱性,进而在金融市场波动的影响下承担较高的风险水平。因此,本文提出:

假说4:不同融资约束程度的企业开展影子银行业务所带来的风险加剧效应存在差异,融资约束程度越大的企业开展影子银行活动带来的风险承担效应越强。

从地区视角看,相比市场化程度较高地区的企业而言,市场化程度较低地区的企业开展信用中介类影子银行活动,可能由于地区产权保护较弱、契约制度不完善、地方金融监管制度缺乏等问题,导致很难及时监测到非金融企业的影子银行活动,进而更有可能引发风险暴露。当市场化程度较低地区的企业开展信用链条类影子银行业务时,同样会由于产权保护、契约制度以及地方政府金融监管制度的不完善,进而使得相关的“类金融产品”风险溢价更高,导致企业承担的风险更大。因此,本文提出:

假说5:市场化程度较低地区的企业开展影子银行业务所带来的风险承担效应要强于市场化程度较高的地区。

此外,由式(9)可知,随着信贷市场利率 $r$ 越低, $\partial e / \partial \delta$ 的值越来越小,表明扩张性货币政策会

缓解企业开展影子银行活动带来的风险承担效应,一方面,从信用中介类影子银行视角看,中央银行调降利率会降低企业的融资成本,缓解企业的融资压力,新的信用中介类影子银行业务相对减少,旧的信用中介类影子银行业务导致的风险承担也会得到一定程度的缓解,即削弱影子银行业务带来的风险承担效应;另一方面,对于开展信用链条类影子银行业务的企业,扩张性的货币政策可能带来“类金融产品”收益率上升,进而在一定程度上缓解企业的风险承担效应。因此,本文提出:

假设6:扩张性货币政策会削弱影子银行业务带来的风险承担效应。

### 三、研究设计

#### 1. 模型设定

为检验非金融企业影子银行化的风险承担效应,本文构建如下基准回归模型:

$$RISK_{it} = \beta_0 + \beta_1 shadow_{it} + \delta X_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (10)$$

其中, $RISK_{it}$ 为被解释变量,表示*i*企业*t*年的风险承担水平。 $shadow_{it}$ 为核心解释变量,即*i*企业*t*年的影子银行业务规模。 $X_{it}$ 为企业层面的控制变量。 $\mu_i$ 和 $\lambda_t$ 分别为企业固定效应和年度固定效应。 $\varepsilon_{it}$ 为残差项。考虑到可能存在的异方差问题和企业风险承担在时间上的相关性,本文汇报了聚类在上市公司层面的稳健标准误(Cameron and Miller, 2015)。本文重点关注的系数是 $\beta_1$ ,该系数反映了非金融企业影子银行业务对企业风险承担水平的影响,根据前文的理论分析,本文预期该系数为正值,即企业的影子银行活动提高了企业风险承担水平。

#### 2. 变量设定

(1)被解释变量。本文被解释变量为企业风险承担水平。参考John et al.(2008)的研究,以经行业调整的企业息税前利润率的波动来衡量企业风险承担水平( $RISK$ )。具体计算过程为:将上市公司当年息税前利润( $EBIT$ )除以企业期末总资产规模( $ASSETS$ )来衡量企业年均利润率,再将企业年均利润率与企业所在行业平均利润率相减,得到经行业调整的企业年均利润率。具体计算公式为:

$$adj\_roa_{i,t} = \frac{EBIT_{i,t}}{ASSETS_{i,t}} - \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \frac{EBIT_{i,t}}{ASSETS_{i,t}} \quad (11)$$

其中, $adj\_roa_{i,t}$ 表示经行业均值调整后的资产收益率。参考John et al.(2008)的做法,对 $adj\_roa_{i,t}$ 按三年滚动标准差来衡量企业风险承担水平,具体计算公式如下:

$$RISK_{i,t} = \sqrt{\frac{1}{T-1} \sum_{t=1}^T (adj\_roa_{i,t} - \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T adj\_roa_{i,t})^2} \quad (T \geq 3) \quad (12)$$

(2)核心解释变量。本文核心解释变量为非金融企业影子银行化。借鉴韩珣等(2017)的研究,分别以民间借贷、委托理财与委托贷款之和占企业总资产的比例来衡量信用中介类影子银行( $intermedi$ );以理财产品、信托产品、结构性存款、资产管理计划四大类金融产品规模之和占企业总资产的比例来衡量信用链条类影子银行( $chain$ );以上述两类影子银行业务加总之和占企业总资产的比例来衡量企业影子银行的总体规模( $shadow$ )。

(3)控制变量。参考张成思和张步昙(2016)、李建军和韩珣(2019)等相关研究,本文在基准回归模型中控制了一系列涵盖企业特征、股权特征和经营特征的企业层面控制变量,具体包括:金融负债率( $finlib$ )、金融收益率与实体收益率之差( $finre$ )、无形资产占比( $intang$ )、企业规模( $size$ )、股权结构( $share$ )、内部现金流( $cash$ )、企业流动比率( $current$ )。

### 3. 样本选择与数据来源

本文以 2006—2020 年中国沪深 A 股上市公司为研究对象,主要采用了两套数据,上市公司财务数据、经营数据以及股权数据等来自国泰安(CSMAR)数据库,上市公司影子银行总体规模数据以及信用中介类影子银行和信用链条类影子银行数据均来自中国研究数据服务平台(CNRDS)。同时,考虑到研究对象和数据结构的特征,本文对这些数据进行如下处理:①将被“特别处理”(ST)和样本期内退市的企业剔除;②剔除金融、保险类企业;③剔除核心变量缺失的企业。最终,本文获得 2006—2020 年 3075 家上市公司的 28835 个“企业—年度”观测值。表 1 呈现了主要变量的定义以及数据来源。

表 1 主要变量定义及数据来源

变量名称	变量定义	数据来源
<i>RISK</i>	消除行业异质性特征的企业利润率的波动率	CSMAR
<i>shadow</i>	(信用中介类影子银行+信用链条类影子银行)/总资产	CNRDS
<i>intermedi</i>	(委托贷款+委托理财+民间借贷)/总资产	CNRDS
<i>chain</i>	(理财产品+信托产品+结构性存款+资产管理计划四大类金融产品规模)/总资产	CNRDS
<i>finre</i>	(金融收益/金融资产)-营业利润/(总资产-金融资产)	CSMAR
<i>finlib</i>	金融负债/总负债	CSMAR
<i>intang</i>	无形资产/总资产	CSMAR
<i>size</i>	企业总资产的对数	CSMAR
<i>share</i>	实际控制人拥有上市公司所有权比例	CSMAR
<i>cash</i>	经营活动产生的现金流量净额/总资产	CSMAR
<i>current</i>	流动资产/流动负债	CSMAR

## 四、实证分析

### 1. 基准回归结果

表 2 呈现了非金融企业影子银行业务对企业风险承担影响的基准回归结果,所有回归中均加入了控制变量以及企业个体和时间固定效应。表 2 中第(1)列估计结果显示,企业影子银行业务总体规模对企业风险承担水平的回归系数在 1% 水平上显著为正,表明企业影子银行业务总体规模的增加显著提高了企业风险承担水平,进而验证了假说 1。在此基础上,本文进一步依据企业开展影子银行业务的不同资产种类,分别考察了信用中介类影子银行和信用链条类影子银行对企业风险承担水平的影响。从第(2)、(3)列的估计结果可以发现,信用中介类影子银行和信用链条类影子银行的系数均为正,且在 1% 水平上显著,表明非金融企业开展这两类影子银行业务均会显著提高企业风险承担水平。值得注意的是,信用中介类影子银行系数明显大于信用链条类影子银行系数,且上述结论通过了似无相关性检验,表明信用中介类影子银行对企业风险承担的提高作用更明显,进而验证了假说 2。可能的原因在于,充当信用中介的影子银行活动通过委托贷款、委托理财及民间借贷为中小企业融资提供贷款,一旦借款企业现金流出现流动性危机,无法如期偿还相关影子银行业务借款,必然会通过会计账户关联机制传递至贷款企业及产业链相关企业,进而显著增加自身以及关联企业发生流动性危机和财务危机的可能性,加剧企业的经营风险。然而,信用链条类影子银行主要通过购买信托产品、银行理财产品及互联网理财等“类金融产品”参与到影子银行活动中,因此,这

类影子银行的风险承担效应主要受到金融市场风险传染的影响;加之坚决防止系统性金融风险发生是中国实施货币政策和宏观审慎政策的主要目标之一,进而使得开展信用链条类影子银行业务对企业风险承担水平造成的影响相对较弱。总体而言,基准回归结果表明,企业影子银行业务增加会显著提高风险承担水平,且相比信用链条类影子银行,信用中介类影子银行的风险加剧作用更大。

表 2 基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)
	<i>RISK</i>	<i>RISK</i>	<i>RISK</i>
<i>shadow</i>	0.0537*** (0.0135)		
<i>intermedi</i>		0.0642*** (0.0171)	
<i>chain</i>			0.0265*** (0.0061)
控制变量	是	是	是
企业固定效应	是	是	是
年份固定效应	是	是	是
R <sup>2</sup>	0.3542	0.3540	0.3537
样本数	28835	28835	28835
似无相关检验(p值)		0.0380**	

注:括号内是聚类在企业层面的稳健标准误;\*\*\*、\*\*、\*分别表示1%、5%和10%的显著性水平。以下各表同。

## 2. 内生性讨论

本文接下来对基准回归结果进行内生性讨论,以缓解可能存在的内生性问题。

(1)添加城市一年份固定效应。<sup>①</sup>考虑到某些随城市和年份变化的不可观测因素,可能同时对企业风险承担水平以及企业影子银行业务产生影响,从而导致估计偏误。为了克服上述问题带来的影响,本文在基准回归中加入城市虚拟变量和年份虚拟变量的交乘项,以此控制随城市和年份变化的不可观测因素,进一步缓解由遗漏变量问题导致的估计偏误。回归结果显示,在添加城市和年份的固定效应后,核心解释变量的系数至少在1%水平上显著为正,支持了基准回归的结论。此外,通过与基准回归中核心解释变量系数进行对比分析,不难发现两处系数值较为接近,说明该类遗漏变量问题对基准回归的估计结论不存在较大影响。

(2)工具变量回归。为了克服模型中可能存在的逆向因果问题,本文利用“资管新规”作为外生政策冲击自然实验,构建企业影子银行化的工具变量。“资管新规”政策不仅从金融机构资产管理业务层面规范了非金融企业通过资产管理业务参与信用中介类影子银行的行为,还从资产管理产品投资层面对合格投资者身份进行了约束,从而影响以购买金融资产为核心的信用链条类影子银行业务。此外,“资管新规”政策对不同金融需求类型的企业具有不同影响,也就是说,金融化程度越高的企业受到该政策的影响越明显,而金融化较弱的企业受到的影响不大。借鉴谭德凯和田利辉(2021)、李青原等(2022)的做法,以企业金融化程度和政策冲击前后构建一个广义双重差分模型(DID),以此来识别“资管新规”外生冲击对不同金融化程度的非金融企业影子银行业务的影响。

工具变量结果的可靠性建立在如下技术性假设之上。<sup>①</sup>工具变量需要满足相关性条件,“资管

<sup>①</sup> 关于添加城市一年份固定效应检验结果参见《中国工业经济》网站(<http://ciejournal.ajcass.org>)附件。



新规”政策是以规范金融机构资产管理业务、强化资产管理产品监管标准为核心目标,可以预期企业无论是开展信用中介类影子银行业务,还是开展信用链条类影子银行业务都会受到上述监管政策的影响。②工具变量需要满足排他性约束,通过前文分析可以发现,“资管新规”政策主要约束对象是金融机构资产管理业务相关发行与购买条件,其对企业层面的影响当且仅当企业直接或间接参与资产管理业务时才能发挥作用,而影子银行业务是企业参与资产管理等“类金融业务”的主要渠道。此外,在控制一系列企业层面特征以及个体和时间固定效应后,可以认为,“资管新规”外生冲击政策仅通过企业影子银行业务影响其风险承担水平。

表3呈现了上述工具变量的回归结果。第(1)–(3)列分别对企业影子银行业务总体规模、信用中介类影子银行、信用链条类影子银行进行工具变量回归,结果显示,第二阶段核心解释变量系数至少在10%水平上显著为正,支持了基准回归的研究结论。此外,第一阶段估计结果表明“资管新规”政策显著降低了企业各类型影子银行业务,且系数均在1%水平上显著,第一阶段F统计量远大于10,佐证了工具变量与核心解释变量的相关性,排除了弱工具变量的问题。总体而言,工具变量回归结果与基准回归结果保持一致,再次验证了本文模型设定的稳健性和系数估计因果效应的准确性。

表3 内生性讨论:工具变量回归结果

变量	(1)	(2)	(3)
	<i>var=shadow</i>	<i>var=intermedi</i>	<i>var=chain</i>
第二阶段: <i>var</i>	0.7539** (0.3805)	0.8865* (0.4521)	0.2887** (0.1293)
第一阶段: 工具变量	-0.0036*** (0.0012)	-0.0028*** (0.0009)	-0.0086*** (0.0015)
控制变量	是	是	是
企业固定效应	是	是	是
年份固定效应	是	是	是
第一阶段F统计量	12.4034	10.3972	31.0302
样本量	28835	28835	28835

注:表中*var*代表各列不同的核心解释变量;具体代表的变量名称在各列表头定义。以下各表同。

### 3. 稳健性检验<sup>①</sup>

为了证实研究设计的可靠性和稳健性,接下来本文采用多种方法对基准回归模型估计结论进行检验:①替换被解释变量,构建“Z指数”作为衡量企业风险承担水平的替代变量,对基准模型进行再检验;②排除其他干扰因素,2008年全球金融危机以及2015年中国金融市场流动性危机,都对企业风险承担行为和影子银行业务具有较大影响,本文将上述两年样本剔除后,再次进行检验;③删除特殊样本,考虑到部分企业可能存在异质性的经营特征,以及存在较为“激进”的企业文化,可能会同时影响企业风险承担水平和影子银行业务,进而导致估计偏误。为了缓解上述影响,本文将样本期内出现了“财务舞弊新闻”和拥有海外子公司、合营企业、联营企业等的企业剔除。上述检验都证明了本文结论稳健可靠。

<sup>①</sup> 本文也对工具变量进行了平行趋势检验,检验结果参见《中国工业经济》网站(<http://ciejournal.ajcass.org>)附件。

#### 4. 机制分析

本文进一步对非金融企业影子银行化影响风险承担水平的潜在机制进行检验。一方面,企业在通过金融信贷开展影子银行业务时,主要以企业信用作为信贷中介,向关联的第三方提供资金,因此,关联企业未来现金流情况以及偿付能力对借款方企业会产生较大的影响;一旦关联方企业出现现金流问题,无法偿付相关借款,必然会通过会计账户关联机制将风险传递到借款企业,以及与借款企业相关联的其他企业中去,且该传递效应与会计账户关联度成正比,最终影响企业风险承担水平。另一方面,企业在通过购买金融资产开展信用链条类影子银行业务时,主要是以金融市场交易者的身份间接参与影子银行业务,因此,市场风险和金融资产价格波动等金融风险传染机制都会对企业影子银行化与风险承担水平之间的关系产生影响。总体而言,本文认为企业影子银行业务通过强化会计账户关联机制与金融风险传染机制,进而对企业风险承担水平产生影响。本文接下来对这两条机制分别进行检验。

(1) 会计账户关联机制。本文以客户集中度和供应商集中度之和衡量企业供应链集中度。现有文献研究发现,供应链集中度越高,代表企业之间会计账户关联度越强(江伟和姚文韬,2016;李欢等,2018;李雪松等,2022),而企业开展影子银行业务更可能集中在具有较强会计账户关联度的企业中,这会进一步强化企业之间的会计账户关联度,最终提升企业风险承担水平。具体而言,本文使用前五大客户销售额占年度销售额之比衡量客户集中度,同样,使用前五大供应商采购额占年度采购额之比衡量供应商集中度,并将二者之和的均值作为供应链整体集中度。相关数据均来自CSMAR数据库。本部分在基准回归模型的基础上,采用添加核心解释变量和机制变量的交互项以及机制变量单独项的方法来进行机制检验。表4中第(1)、(2)列呈现了会计账户关联机制的回归结果,可以看出,在信用中介类影子银行对风险承担水平的回归中,核心解释变量与机制变量的交互项系数在5%水平上显著为正,说明在较强的会计账户关联机制下,以金融信贷为核心的信用中介类影子银行业务发挥了更强的风险承担效应。另外,在信用链条类影子银行业务的回归结果中,核心解释变量与机制变量的交互项系数并不显著。原因在于,以购买金融资产为核心的影子银行业务主要依赖于金融市场整体风险,并不会受到会计账户关联机制的影响,进一步说明本文机制识别方法的有效性。监管体系在影子银行业务方面的缺失,会加大企业风险暴露水平,并通过会计账户关联机制,使得个体企业风险逐渐聚集,形成系统性风险,这无疑会进一步扭曲资源配置,加剧企业风险承担水平,假说2得到验证。

(2) 金融风险传染机制。本文进一步检验非金融企业影子银行化是否会通过金融市场风险传染机制影响企业风险承担水平,借鉴现有研究,金融市场风险指标需要具有广泛的代表性,以及体现出机构或部门间的联动性,而条件风险价值(CoVaR)以机构收益率低于特定阈值为条件,衡量危机时期的在险价值,并对尾部风险具有更高的敏感性,能够较好地衡量金融市场风险(Tobias and Brunnermeier, 2016)。另外,现有文献认为,金融条件指数不仅包含传统债券市场和外汇市场的影响因素,而且对金融市场中行政干预等非市场因素也进行了综合考量,涵盖了政策工具变动下汇率市场、债券市场、商品市场等多层次的变动情况,能较好地衡量一国整体金融状况(Goodhart and Hofmann, 2000; 王维国等,2011)。因此,本文分别采用CoVaR方法构建以金融资产收益价格波动衡量的金融市场风险和以金融条件指数衡量的金融市场风险指标进行检验:①利用沪深300指数波动率、3月期国债利率以及3月期银行质押回购利率等变量,通过CoVaR方法构建金融市场风险综合指标,该指标越大,代表金融市场风险越大。②使用由上海市重点智库单位第一财经研究院编制发

布的中国金融条件指数衡量中国金融市场风险情况<sup>①</sup>，该指数高于0的数值代表金融环境紧缩，金融市场风险增大；反之，低于0的数值代表相对宽松的金融环境，金融风险较小。

**表 4** 机制检验：会计账户关联机制

变量	会计账户关联机制	
	(1)	(2)
<i>intermedi</i>	0.0376** (0.0191)	
<i>chain</i>		0.0262*** (0.0064)
供应链集中度× <i>intermedi</i>	0.0033** (0.0013)	
供应链集中度× <i>chain</i>		-0.0001 (0.0004)
企业固定效应	是	是
年份固定效应	是	是
R <sup>2</sup>	0.3608	0.3610
样本数	27019	27019

表5呈现了估计结果，第(1)、(2)列为条件风险价值衡量金融市场风险的估计结果，结果显示，核心解释变量与机制变量的交互项系数仅在信用链条类影子银行业务方面显著为正；第(3)、(4)列为金融条件指数的估计结果，结果显示，核心解释变量与机制变量的交互项系数仅在信用链条类影子银行业务方面显著为正。上述结果表明，无论是在以金融资产收益价格波动衡量的金融市场风险，还是在以中国金融条件指数衡量的金融市场风险下，风险数值越高，越会增强企业影子银行业务对风险承担水平的提升作用。也就是说，在金融风险传染机制下，以购买金融资产为核心的影子

**表 5** 机制检验：金融风险传染机制

变量	金融风险传染机制			
	<i>var</i> =条件风险价值		<i>var</i> =金融条件指数	
	(1) <i>intermedi</i>	(2) <i>chain</i>	(3) <i>intermedi</i>	(4) <i>chain</i>
<i>intermedi</i>	0.0514* (0.0304)		0.0666*** (0.0187)	
<i>chain</i>		0.0537** (0.0219)		0.0243*** (0.0063)
<i>var</i> × <i>intermedi</i>	0.0217 (0.0146)		0.0339 (0.0258)	
<i>var</i> × <i>chain</i>		0.0115* (0.0069)		0.0133* (0.0076)
控制变量	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
R <sup>2</sup>	0.3895	0.3897	0.3638	0.3643
样本数	28835	28835	27008	27008

注：第(3)、(4)列样本期为2008—2020年。

<sup>①</sup> 数据来自万得Wind数据库和第一财经研究院。样本期为2008—2020年。

银行业务对企业风险承担水平的影响效应有所增强。同时,可以发现,以金融信贷为核心的信用中介类影子银行业务在上述机制下并无显著差别。根据中国银行保险监督管理委员会于2020年发布的《中国影子银行报告》,中国影子银行业务通常具有“以监管套利为主要目的”和“收取通道费用的盈利模式较为普遍”等内在特征,表明信用链条类影子银行业务与金融资产价格波动之间存在较强的联系,充分体现了金融风险传染机制在信用链条类影子银行影响企业风险承担水平中的重要作用,进而验证了假说2。

5. 异质性分析

为进一步验证影子银行风险承担的会计账户关联机制和金融市场风险机制,本文基于企业性质、融资约束以及地区市场化程度视角,对企业开展影子银行业务的风险承担效应展开异质性分析。通过厘清企业影子银行业务在各个层面的异质性特征和依赖条件,以期对相关政策实施提供参考依据。

(1)企业所有制。本文按照非金融上市公司的股权性质,探讨国有企业和非国有企业开展影子银行活动带来的风险承担水平的差异性。表6呈现的上述分组回归结果显示,无论是国有企业还是非国有企业,企业影子银行业务增加均显著提高了风险承担水平。从具体的分类回归看,第(1)一(4)列影子银行业务整体和信用中介类影子银行分组回归结果显示,在国有企业和非国有企业样本组中核心解释变量系数均在1%水平上显著为正,且似无相关检验表明,非国有企业组系数显著大于国有企业组系数,该结论与前文的理论分析一致。而第(5)、(6)列信用链条类影子银行分组回归结果显示,尽管两组样本都在统计上显著,但系数大小却并无显著差异。该结果说明,非国有企业影子银行业务对风险承担水平的影响效果更加明显,这主要体现于信用中介类影子银行业务,而在信用链条类影子银行业务方面二者之间并无显著差异,具体原因可通过以下三方面进行分析:①由于国有企业通常具有所有权优势,其在抵押担保、信用交易方面拥有天然优势,从而在开展影子银行业务方面更加有利。特别地,在信用中介类影子银行业务中,由于国有企业具有更强的融资能力、风险转移能力以及信用担保能力,使其相对于非国有企业表现出更小的风险承担水平和更加稳定的经营能力,这在实证分析中体现为信用中介类影子银行的非国有企业组系数显著大于国有企业组系数。②国有企业通常具有多重任务目标,在追求经济利益最大化目标以外还肩负着更

表6 异质性检验:企业性质

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	国有企业	非国有企业	国有企业	非国有企业	国有企业	非国有企业
<i>shadow</i>	0.0397*** (0.0136)	0.0864*** (0.0271)				
<i>intermedi</i>			0.0414*** (0.0148)	0.1050*** (0.0332)		
<i>chain</i>					0.0366*** (0.0132)	0.0231*** (0.0060)
控制变量	是	是	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
R <sup>2</sup>	0.3940	0.3784	0.3936	0.3786	0.3946	0.3781
样本数	14132	13972	14132	13972	14132	13972
似无相关检验(p值)	0.0724 <sup>*</sup>		0.0553 <sup>*</sup>		0.2182	

多的社会责任,如稳定就业、保障基本民生等(Bai et al., 2006; 吕长江和赵宇恒,2008),使其相对于非国有企业丧失了一定的管理灵活性。③国有企业也通常被纳入更加严格的政策监管之下。上述情况都会阻碍国有企业通过灵活运用和调整金融资产以实现更加稳定的收益目标,最终表现为金融资源利用效率相对较低。总体而言,国有企业的所有权优势在金融资产层面可能无法得以发挥,这在实证分析中体现为信用链条类影子银行回归结果中两组样本系数大小并无显著差异,进而验证了假说3。

(2)企业融资约束。本文按照非金融上市公司的融资约束情况,把基准回归样本组分为高融资约束企业和低融资约束企业,并采用分组回归的方式对式(10)进行了检验。表7呈现了按企业融资约束分组回归的估计结果。①整体看,核心解释变量系数在各个分组回归中都显著为正,表明无论是高融资约束还是低融资约束企业,影子银行业务增加均显著提高了其风险承担水平。②从具体的分类回归看,第(1)–(4)列影子银行业务整体和信用中介类影子银行分组回归结果显示,在高融资约束和低融资约束样本组中核心解释变量系数均显著为正,且似无相关检验表明,高融资约束组系数显著大于低融资约束组系数。而第(5)、(6)列信用链条类影子银行分组回归结果显示,虽然在两个样本组中核心解释变量系数依然显著为正,但两组样本系数大小并无显著差异。上述回归结果表明,高融资约束企业影子银行业务对风险承担水平影响更大,主要体现于信用中介类影子银行业务,而在信用链条类影子银行业务方面二者之间并无显著差异。可能的原因在于,融资约束较严重的企业参与影子银行活动时,由于其本身融资难度较大和融资成本较高,一旦借款企业无法按时偿还其贷款,可能会导致内部现金流不足,影响企业的正常生产经营活动,进而增加企业的财务风险和经营风险。而融资约束较轻的企业在面临借款企业不能按时偿还时,还能够从商业银行或者资本市场融入资金,在一定程度上可以缓解影子银行化给企业带来的经营风险。然而,上述效应仅在信用中介类影子银行业务中具有显著的影响,在以购买金融资产为核心的信用链条类影子银行业务中二者之间并无显著差异,进而验证了假说4。

表7 异质性检验:融资约束

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	高融资约束企业	低融资约束企业	高融资约束企业	低融资约束企业	高融资约束企业	低融资约束企业
<i>shadow</i>	0.1325** (0.0621)	0.0419*** (0.0136)				
<i>intermedi</i>			0.1653** (0.0732)	0.0486*** (0.0157)		
<i>chain</i>					0.0316*** (0.0103)	0.0265*** (0.0066)
控制变量	是	是	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
R <sup>2</sup>	0.5669	0.3783	0.5671	0.3779	0.5665	0.3791
样本数	14705	13814	14705	13814	14705	13814
似无相关检验(p值)	0.0020***		0.0004***		0.484	

(3)地区市场化程度。非金融企业影子银行化的风险承担效应可能会受企业所在地市场化程度的影响。本文参考陈文婷和李新春(2008)、罗进辉等(2022)的做法,按照各地区市场化程度中位数将样本划分为高、低市场化地区。在此基础上重新对基准模型进行分组回归,表8呈现了回归结果。结果显示,高市场化地区和低市场化地区对企业影子银行业务与风险承担水平的影响主要表现在信用中介类影子银行方面,低市场化地区企业开展影子银行业务的风险承担效应明显强于高市场化地区,验证了假说5。可能的原因是,在市场化程度较低的地区,产权保护以及契约制度相对不完善(杨瑞龙等,2017;曹廷求和张翠燕,2021),其发生债务纠纷以及纠纷发生后的处理机制相对较缓慢,特别是在以金融信贷为核心的信用中介类影子银行业务中,产权保护和契约制度是相关业务得以顺利开展的一项非常重要的保障机制,因此,不难预期,市场化程度较低地区的企业开展信用中介类影子银行业务对企业风险承担的影响更大。而当面对全国范围内统一化的金融市场环境时,上述由于产权保护以及契约制度差异带来的异质性影响会有所减弱,因此在信用链条类影子银行的回归中,高、低市场化地区并不存在显著区别。

表8 异质性检验:地区市场化程度

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	高市场化地区	低市场化地区	高市场化地区	低市场化地区	高市场化地区	低市场化地区
<i>shadow</i>	0.0518*** (0.0142)	0.1766*** (0.0429)				
<i>intermedi</i>			0.0563*** (0.0163)	0.2102*** (0.0578)		
<i>chain</i>					0.0251*** (0.0064)	0.0330** (0.0138)
控制变量	是	是	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
R <sup>2</sup>	0.3424	0.3459	0.3422	0.3461	0.3428	0.3452
样本数	17500	10577	17500	10577	17500	10577
似无相关检验(p值)	0.0212**		0.0106**		0.6065	

### 五、进一步分析

货币政策作为经济结构调整的重要工具,可以通过影响银行等金融中介机构的边际成本以实现资金供求平衡,进而发挥调节资源配置的作用。现有研究发现,不同的货币政策冲击会表现出差异性的风险承担行为(Borio and Zhu, 2012; 项后军等,2018; 李双建和田国强,2020),金融中介机构在其中扮演了关键角色(De Nicolò et al., 2010; Cornett et al., 2011),分别在估值效应、资产替代效应、杠杆效应以及风险转移效应等的作用下,金融中介机构将异质性风险传递到信贷市场和金融市场,从而影响企业参与影子银行活动的行为及自身的风险承担水平。具体而言,中央银行实施降准或降息的扩张性货币政策会改善商业银行资产负债表,进而降低影子银行业务中资产化和证券化的比例(Nelson et al., 2018),通过增加企业流动性、降低企业融资成本以及缓解金融市场波动抑制影子银行规模的扩大(李建军和韩珣,2019; 韩珣和李建军,2021)。基于上述逻辑,这里将从外生货币政策冲击下企业影子银行业务与风险承担行为研究视角出发,构造基于外生冲击的货币政

策,并对货币政策冲击影响非金融企业影子银行化的风险承担效应进行检验。<sup>①</sup>

本文进一步探讨外生性货币政策冲击对非金融企业影子银行化风险承担效应的影响。参考Chen et al.(2018)的研究,构建如下实证模型:

$$RISK_{it} = \beta_0 + \beta_1 shadow_{i,t} \times mp_t + \beta_2 shadow_{i,t} + \delta X_{i,t} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (13)$$

其中, $mp_t$ 是衡量货币政策冲击的变量,分为价格型货币政策冲击和数量型货币政策冲击,前者数值大于0,代表紧缩性货币政策冲击,后者数值大于0,代表扩张性货币政策冲击,二者分别以交互项的形式引入模型。其余变量含义与基准模型一致。本文重点关注的系数为 $\beta_1$ ,该系数值及显著性反映了在不同的货币政策冲击下,企业影子银行业务对风险承担水平的异质性效应。

表9估计结果显示,对于数量型货币政策冲击而言,当中央银行实施扩张的货币供给政策(对应 $mp$ 为正向冲击)时,其交互项系数显著为负,不难发现,此时边际效应表现为削弱非金融企业影子银行化的风险承担效应;反之,当实施紧缩的货币供给政策(对应 $mp$ 为负向冲击)时,表现为增强非金融企业影子银行化的风险承担效应。就价格型货币政策冲击而言,当中央银行实施升息的紧缩性货币政策(对应 $mp$ 为正向冲击)时,其交互项系数显著为正,表现为增强非金融企业影子银行化的风险承担效应,当实施降息的扩张性货币政策(对应 $mp$ 为负向冲击)时,表现为削弱非金融企业影子银行化的风险承担效应。可见,无论是扩张的数量型货币政策还是扩张的价格型货币政策,均会缓解非金融企业影子银行化的风险承担。进一步对比两种不同业务模式的影子银行与货币政策冲击交互项系数可知,扩张的价格型货币政策更有利于缓解信用中介类影子银行的风险承担效应,扩张的数量型货币政策则有利于缓解信用链条类影子银行的风险承担效应。原因在于,中央银

表9 货币政策冲击对异质性影子银行风险承担效应的影响

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	$mp$ =数量型货币政策冲击	$mp$ =数量型货币政策冲击	$mp$ =数量型货币政策冲击	$mp$ =价格型货币政策冲击	$mp$ =价格型货币政策冲击	$mp$ =价格型货币政策冲击
<i>shadow</i>	0.0684*** (0.0189)			0.0927*** (0.0305)		
<i>intermedi</i>		0.0733*** (0.0206)			0.1130*** (0.0386)	
<i>chain</i>			0.0253*** (0.0054)			0.0289*** (0.0070)
<i>mp</i> × <i>shadow</i>	-1.1736** (0.4585)			2.6702* (1.6192)		
<i>mp</i> × <i>intermedi</i>		-1.1010** (0.5326)			3.2274* (1.9455)	
<i>mp</i> × <i>chain</i>			-1.3392*** (0.3271)			1.9124** (0.9343)
控制变量	是	是	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
R <sup>2</sup>	0.3593	0.3592	0.3595	0.3593	0.3592	0.3596
样本数	27968	27968	27968	27968	27968	27968
似无相关检验(p值)		0.0857*			0.0243**	

① 本文借鉴现有研究,基于非线性泰勒规则和货币供给规则分别构建了价格型和数量型货币政策外生冲击变量,外生货币政策冲击变量构建过程参见《中国工业经济》网站(<http://ciejournal.ajcass.org>)附件。

行调降利率,导致企业融资成本降低,银行放款条件更加宽松,有利于改善那些融资劣势企业的现金流,短期内会改善会计账户,降低借款方潜在的还款风险,削弱影子银行的风险承担效应。当中央银行实施降准、公开市场买债券等扩大货币供给的政策时,会通过资产负债表渠道增加贷款企业流动性,抑制影子银行规模的扩大,缓解开展影子银行业务的风险承担效应,尤其削弱信用链条类影子银行的风险承担效应。原因在于,扩张性货币供给会给实体经济发出升温的信号,可能会增强企业投资预期,提升金融市场收益率,而以开展理财产品、信托产品、结构性存款等金融产品为主的信用链条类影子银行业务与金融市场收益率联系较为紧密,其风险承担效应会得到显著缓解。以上结论为货币政策调控下非金融企业影子银行化的风险承担效应提供了新的微观证据,同时也为中央银行合理的运用货币政策工具应对非金融企业影子银行化带来的风险提供一定的参考。

## 六、结论与政策启示

本文在理论分析影子银行活动对企业风险承担的传导机制、货币政策对影子银行活动和企业风险承担关系的影响基础上,基于2006—2020年中国沪深两市A股中3075家非金融上市公司数据,对非金融企业影子银行化的风险承担效应及其影响机制进行实证检验。研究表明:非金融企业开展影子银行业务会显著提高风险承担水平,且相比于间接的信用链条类影子银行,信用中介类影子银行对企业风险承担的提升作用更明显,这一结论在添加城市一年份固定效应、利用“资管新规”政策构建工具变量、替换被解释变量等一系列检验后仍然成立。异质性分析显示,信用中介类影子银行对企业风险承担水平的提升效应在非国有企业、高融资约束企业和市场化程度较低地区的企业更强。机制检验表明,非金融企业影子银行化显著提高风险承担水平,主要通过会计账户关联机制以及金融风险传染机制产生作用,且两个传导机制之间相互独立。具体而言,信用中介类影子银行仅通过会计账户关联机制发挥作用,信用链条类影子银行仅通过金融风险传染机制发挥作用。进一步分析还发现,扩张性外生货币政策冲击会削弱非金融企业影子银行化的风险承担效应,且价格型货币政策更有利于缓解信用中介类影子银行的风险承担效应,数量型货币政策则有利于缓解信用链条类影子银行的风险承担效应。

非金融企业影子银行化具有高杠杆、信息不对称、高风险溢价等特征,其在发挥一般金融工具作用的同时,也将不同的企业、产业乃至实体经济更加紧密、复杂地联系到了一起。此外,非金融企业尤其是制造业企业通常还肩负着组织社会生产的重要责任,如果该类企业过度影子银行化,不仅会对企业主营业务和研发创新造成“挤出”,增加企业的财务风险和经营风险,加剧产业“空心化”趋势;还会通过与其他企业造成交叉传染效应,引发金融市场剧烈波动,加剧风险聚集效应,对中国经济稳定、健康发展造成不良影响。

为促进非金融企业影子银行业务有序发展,削弱影子银行化给企业经营风险和宏观经济带来的负面影响,本文提出如下政策启示:①缓解金融机构“体制内”因素导致的融资歧视现象,大力发展直接融资市场,充分利用新兴信息技术的优势,推动新金融产业发展,发挥技术替代优势,以补充传统金融体系中金融机构信贷供给的不足;建立合理的信用评估体系,为融资约束较严重的中小民营企业提供更加公平的、广泛的金融服务机会。同时,积极向缺乏融资抵押和市场化程度较低的地区提供更多定向政策扶持,依据当地产业发展情况,大力发展以灵活、快捷、多元为代表的定制化金融服务,进而从根本上抑制非金融企业从事影子银行业务的行为。②加强功能性金融监管,特别是对信用中介类影子银行业务加强监管,完善财务报表的披露机制,对融资资金的来源、投向及变更



实施穿透式监管,切实提高上市公司财务管理能力和企业治理能力,强化财务指标预警体系,杜绝企业通过从事影子银行活动开展监管套利行为。加强针对关联交易的动态监管体系,综合考虑主动风险承担水平与被动风险承担水平的变动情况,并基于信息技术与大数据平台,构建新型预警指标,从根本上消除由于会计账户关联机制产生的风险积聚效应。③将政府引导与市场行为有机结合起来,完善实体经济投资环境,从供给端抑制非金融企业影子银行化;加快处理“僵尸企业”,完善多层次的资本市场体系,从需求端降低影子银行业务的参与度;适度维持稳健偏宽松的货币政策,从宏观层面缓解经济转型期影子银行业务带来的系统性风险。同时,需采用更加灵活的货币政策调控,防范异质性影子银行业务风险,充分发挥价格型货币政策和数量型货币政策对非金融企业影子银行化风险承担效应的异质性调节作用。通过培养企业的长期投资行为,鼓励企业开展创新发展,引导资金有效流向实体经济,避免出现过度金融化问题。

本文仍存在如下改进空间:一方面,虽然现有关于非金融企业影子银行化的度量指标被相关文献广泛采用,但随着数字技术和大数据平台的广泛应用,以及金融监管方式的不断革新,探索更加科学合理的非金融企业影子银行化度量指标不仅有助于清晰认识非金融企业影子银行化风险承担效应的内在机制,而且对客观评估影子银行化的经济社会影响十分重要;另一方面,本文研究对象为非金融上市公司,并未涵盖小微企业数据,而小微企业未来可能成为金融体制改革与普惠金融快速发展的主要受益者,因此,以小微企业为研究对象,考察非金融企业影子银行化的风险承担效应也具有现实意义。这些问题值得未来深入研究。

#### 〔参考文献〕

- [1]曹廷求,张翠燕.资本回报、产权保护与区域资金集聚[J].金融研究,2021,(2):75-93.
- [2]陈文婷,李新春.上市家族企业股权集中度与风险倾向、市场价值研究——基于市场化程度分组的实证[J].中国工业经济,2008,(10):139-149.
- [3]龚关,江振龙,徐达实,李成.非金融企业影子银行化与资源配置效率的动态演进[J].经济学(季刊),2021,21(6):2105-2126.
- [4]韩珣,李建军.政策连续性、非金融企业影子银行化与社会责任承担[J].金融研究,2021,(9):131-150.
- [5]韩珣,田光宁,李建军.非金融企业影子银行化与融资结构——中国上市公司的经验证据[J].国际金融研究,2017,(10):44-54.
- [6]江伟,姚文韬.《物权法》的实施与供应链金融——来自应收账款质押融资的经验证据[J].经济研究,2016,(1):141-154.
- [7]李欢,李丹,王丹.客户效应与上市公司债务融资能力——来自我国供应链客户关系的证据[J].金融研究,2018,(6):138-154.
- [8]李建军,韩珣.非金融企业影子银行化与经营风险[J].经济研究,2019,(8):21-35.
- [9]李青原,陈世来,陈昊.金融强监管的实体经济效应——来自资管新规的经验证据[J].经济研究,2022,(1):137-154.
- [10]李双建,田国强.银行竞争与货币政策银行风险承担渠道:理论与实证[J].管理世界,2020,(4):149-168.
- [11]李雪松,党琳,赵宸宇.数字化转型、融入全球创新网络与创新绩效[J].中国工业经济,2022,(10):43-61.
- [12]刘珺,盛宏清,马岩.企业部门参与影子银行业务机制及社会福利损失模型分析[J].金融研究,2014,(5):96-109.
- [13]罗进辉,刘玥,杨帆.高管团队稳定性与公司债务融资成本[J].南开管理评论,2022,(6):1-41.
- [14]吕长江,赵宇恒.国有企业管理者激励效应研究——基于管理者权力的解释[J].管理世界,2008,(11):99-109.

- [15]司登奎,李小林,赵仲匡.非金融企业影子银行化与股价崩盘风险[J].中国工业经济,2021,(6):174-192.
- [16]谭德凯,田利辉.民间金融发展与企业金融化[J].世界经济,2021,(3):61-85.
- [17]王维国,王霄凌,关天宇.中国金融条件指数的设计与应用研究[J].数量经济技术经济研究,2011,(12):115-131.
- [18]项后军,郝栋玺,陈昕朋.基于“渠道识别”的货币政策银行风险承担渠道问题研究[J].管理世界,2018,(8):55-66.
- [19]杨瑞龙,章逸然,杨继东.制度能缓解社会冲突对企业风险承担的冲击吗[J].经济研究,2017,(8):140-154.
- [20]张成思,张步昙.中国实业投资率下降之谜:经济金融化视角[J].经济研究,2016,(12):32-46.
- [21]张成思,郑宁.中国非金融企业的金融投资行为影响机制研究[J].世界经济,2018,(12):3-24.
- [22]周上尧,王胜.中国影子银行的成因、结构及系统性风险[J].经济研究,2021,(7):78-95.
- [23]Allen, F., Y. Qian, G. Tu, and F. Yu. Entrusted Loans: A Close Look at China's Shadow Banking System [J]. *Journal of Financial Economics*, 2019, 133(1): 18-41.
- [24]Bai, C. E., J. Lu, and Z. Tao. The Multitask Theory of State Enterprise Reform: Empirical Evidence from China [J]. *American Economic Review*, 2006, 96(2): 353-357.
- [25]Borio, C., and H. Zhu. Capital Regulation, Risk-Taking and Monetary Policy: A Missing Link in the Transmission Mechanism [J]. *Journal of Financial Stability*, 2012, 8(4): 236-251.
- [26]Cameron, A. C., and D. L. Miller. A Practitioner's Guide to Cluster-Robust Inference [J]. *Journal of Human Resources*, 2015, 50(2): 317-372.
- [27]Chang, C., Z. Liu, M. M. Spiegel, and J. Zhang. Reserve Requirements and Optimal Chinese Stabilization Policy [J]. *Journal of Monetary Economics*, 2019, 103: 33-51.
- [28]Chen, K., J. Ren, and T. Zha. The Nexus of Monetary Policy and Shadow Banking in China [J]. *American Economic Review*, 2018, 108(12): 3891-3936.
- [29]Cong, L.W., H. Gao, J. Ponticelli, and X. Yang. Credit Allocation under Economic Stimulus: Evidence from China [J]. *Review of Financial Studies*, 2019, 32(9): 3412-3460.
- [30]Cornett, M. M., J. J. McNutt, P. E. Strahan, and H. Tehranian. Liquidity Risk Management and Credit Supply in the Financial Crisis [J]. *Journal of Financial Economics*, 2011, 101(2): 297-312.
- [31]De Nicolò, G., G. Dell'ariccia, L. Laeven, and F. Valencia. Monetary Policy and Bank Risk Taking [R]. SSRN Working Paper, 2010.
- [32]Gennaioli, N., A. Shleifer, and R. W. Vishny. A Model of Shadow Banking [J]. *Journal of Finance*, 2013, 68(4): 1331-1363.
- [33]Goodhart, C., and B. Hofmann. Financial Variables and the Conduct of Monetary Policy [R]. Sveriges Riksbank Working Paper Series, 2000.
- [34]John, K., L. Litov, and B. Yeung. Corporate Governance and Risk-Taking [J]. *Journal of Finance*, 2008, 63(4): 1679-1728.
- [35]Lu, Y., H. Guo, E. H. Kao, and H. G. Fung. Shadow Banking and Firm Financing in China [J]. *International Review of Economics & Finance*, 2015, 36: 40-53.
- [36]Nelson, B., G. Pinter, and K. Theodoridis. Do Contractionary Monetary Policy Shocks Expand Shadow Banking [J]. *Journal of Applied Econometrics*, 2018, 33(2): 198-211.
- [37]Tobias, A., and M. K. Brunnermeier. CoVaR [J]. *American Economic Review*, 2016, 106(7): 1705-1741.
- [38]Zhu, X. The Varying Shadow of China's Banking System [J]. *Journal of Comparative Economics*, 2021, 49(1): 135-146.

## **Risk-taking Effects of Shadow Banking by Non-financial Firms: Internal Mechanisms and Empirical Evidence**

WU An-bing<sup>1,2</sup>, GONG Xing-yu<sup>3</sup>, CHEN Chuang-lian<sup>1</sup>, HUANG Huan<sup>4</sup>

(1. School of Economics, Jinan University;

2. Postdoctoral Station, China Guangfa Bank;

3. School of Economics, Southwest University of Finance and Economics;

4. School of Business, Chengdu University of Technology)

**Abstract:** Recently, risks arising from non-financial firms' shadow banking business have attracted the attention of the industry and academia. Existing literature mainly discusses how the shadow banking system acts as a financial intermediary and its role in the financial market. Few scholars pay attention to the lending behavior of non-financial firms, and even consider differences in risk-taking caused by firms' participation in shadow banking of different business models. In addition, few scholars have explored inherent relations among monetary policy, shadow banking, and corporate risk-taking based on a combination of theoretical deduction and empirical testing.

The main contributions of this article are mainly in the following aspects. Firstly, the causal effect of non-financial firms' shadow banking on the risk-taking was accurately identified. Through the quasi-natural experiment constructed by the exogenous impact of the new asset management regulations, useful references were provided to solve the endogeneity problem of non-financial firms' shadow banking. Secondly, an in-depth analysis was conducted of the inherent logic of the impact of heterogeneous shadow banking activities on the risk-taking through the accounting account correlation mechanism and financial risk contagion mechanism. Finally, the impact of exogenous shocks of quantity-based and price-based monetary policies on the risk-taking effect of shadow banking by non-financial firms is further compared and analyzed from a micro perspective to test whether expansionary monetary policy weakens the risky consequences of shadow banking by non-financial firms.

The results show that non-financial firms' shadow banking business significantly improves their risk-taking level. This conclusion is still valid after a series of robustness tests such as using the new asset management regulations to construct instrumental variable for regression. Heterogeneity analysis shows that compared with credit chain shadow banks, credit intermediary shadow banks have a stronger effect of enhancing firms' risk-taking in non-state-owned enterprises, firms with high financing constraints, and areas with low marketization level. Mechanism testing shows that credit intermediary shadow banks and credit chain shadow banks have an impact on firms' risk-taking through the accounting account correlation mechanism and financial risk contagion mechanism, respectively. Further analysis reveals that the expansionary monetary policy adopted by the central bank weakens the risk-taking effect of non-financial enterprises' shadow banking, and price-based monetary policy is more conducive to alleviating the risk-taking effect of credit intermediary shadow banks, while quantity-based monetary policy is conducive to alleviating the risk-taking effect of credit chain shadow banks.

**Keywords:** shadow banking; firms' risk-taking; accounting account linkage; financial risk contagion; monetary policy shocks

**JEL Classification:** E12 E52 E58

[责任编辑:李鹏]